中華農業研究 (Jour. agric. Res. China) 30(3)：219～226 (1981)

秈稉稻雜交之遺傳育種研究

I. 單株穀產量之路徑係數分析[1]

郭益全 張德梅[2]

摘要：本研究以秈×稉與稉×秈等兩個雜交組合之F_2集團為材料，探討秈稉稻雜交後代產量構成要素對單株穀產量變異之決定程度，結果發現：兩種組合中，單株穀產量與產量構成要素間均呈極顯著之正相關。路徑係數分析結果則顯示兩種組合中，產量構成要素對產量變異決定程度的大小順序並不一致。在秈×稉組合中，對單株穀產量變異最具影響力之性狀為穗數，其次為平均一穗穎花數，再次為結實百分率，終為千粒重；稉×秈組合中，產量構成要素對單株穀產量變異之決定程度的大小則依次分別為結實百分率、穗數、平均一穗穎花數、千粒重。文中曾對此等結果加以討論，並建議育種家從事秈×稉或稉×秈雜交育種時，穗數及平均一穗穎花數為譜系法選拔時之兩個重要選拔指標。

栽培稻 *Oryza sativa* L. 有兩個亞種 (subspecies) 。其一為印度型 (*indica*) ，或稱秈稻 (Sen) ；另一為中國型 (*chinensis* (2), *sinica* (6)) ，或稱稉稻 (Keng) ，或習稱日本型 (*japonica*)。由於傳播途徑及馴化過程之不同，兩亞種間不僅形態、生態、生理及血清反應有異，即對外在生育環境之適應能力也有若干程度之不同 (2,6) 咸認秈稻之生長競爭力强 (臺中65號對烏尖) (2) ，分蘖力强，耐旱且較抗稻熱病 (2,10,14) ，米粒蛋白質含量雖較稉稻者略高 (2,3,18) ，惟食用品質則較不受省民所接受 (3) 。反之，稉稻則根活力强 (13) ，耐肥耐寒且較不易罹白葉枯病 (2,14) ，穀粒容重量較秈稻者重，且飯粒食味濃厚而深受省民歡迎 (3)

秈稉兩型稻既各有其優劣點，長久以來學者專家即曾著手進行秈稉稻異型間雜交育種之基礎遺傳研究 (2,9,12) ，惟因秈稉異型間之雜交有稔實率低下之障礙，諸多學者遂盡力於稔實性障礙方面遺傳機制之研討 (17) 而秈稉異型間雜交後代之主要經濟性狀之分離情形及遺傳變異的報告則不多見 (2) 。

本省稻作年有兩期，栽培品種也有秈稉兩類，然 2 期作單位面積產量向較 1 期作減產 20% 左右。其中秈稻 2 期作減產之幅度尚較稉稻者嚴重 (8) 。鑒此，黃 (7) 建議集兩型合意性狀於一個品種。本所萬所長 (11) 更具體指出，將來之育種應朝綜合秈稉稻許多優良特性，育成適合二期作之品種，一方面以稉稻為基礎，維持根活力，耐寒性、耐肥力、優良米質及白葉枯病之抵抗性，而注入秈稻之分蘖性、半矮性抗倒伏及稻熱病之抵抗性，但保持稉稻之型態；另一方面以秈稻為基礎，保持其在高溫下之分蘖特性，半矮性抗倒伏及耐病蟲力，而改善其根系的活力、耐寒性、米質及耐肥力而維持其秈稻的型態。

據此，農試所遺傳研究室仍進行秈×稉及稉×秈之異型間雜交，針對秈稉異型間雜交後代主要產量及米質性狀作系列之探討。本文首先報告兩類 F_2 集團單株穀產量之路徑分析結果，至於主要經

1. 臺灣省農業試驗所 研究報告 第 991 號。本文承蒙劉 清博士教正，謹表謝忱。
2. 本所農藝系助理研究員。臺灣省 臺中縣 霧峰鄉。

濟性狀及米質問題之遺傳模式則在另文探討。

材料與方法

供單株穀產量路徑分析之雜交組合計兩個。秈×稉的組合爲嘉農秈11號×臺農 67 號；稉×秈之部分爲臺南5號×臺中在來1號。兩雜交組合之 F_2 集團及其親本皆係1979年二期作之材料。每組合插植 32 行，每行 12 株，單本植。行株距 25×25cm，肥料用量 N：P：K=90：40：60 (kg/ha)。收穫時每組合均去邊行；每行去首尾株。故實際調查數每組合僅中間 300 株。調查性狀計有單株之穗數，平均一穗穎花數，結實百分率，千粒重及穀產量等五個性狀。

遺傳介量之估算計有兩組合五性狀間之表現型相間及遺傳型相關等兩類估值，其公式如下：

表現型相關係數 $(r_P)=\dfrac{COVxy_{F2}}{\sqrt{Vx_{F2}\ Vy_{F2}}}$　遺傳型相關係數 $(r_G)=\dfrac{COVy_{F2}-COVxy_E}{\sqrt{(Vx_{F2}-Vx_E)\cdot(Vxy_{F2}-Vx_E)}}$

其中，$COVxy_E=\dfrac{1}{2}(COVxy_{P1}+COVxy_{P2})$

$Vx_E=\dfrac{1}{2}(Vx_{P1}+Vx_{P2})$ ； $Vy_E=\dfrac{1}{2}(Vy_{P1}+Vy_{P2})$

此處，$COVxy_{F2}$ $COVxy_{P1}$ 及 $COVxy_{P2}$ 依次表 F_2、P_1 及 P_2 之 x 性狀與 y 性狀之變積 (covariance)；Vx_{F2}、Vy_{F2}、Vx_{P1}、Vy_{P1}、Vx_{P2}；及 Vy_{P2} 乃分別爲 F_2，P_1 及 P_2 之 x 性狀及 y 性狀之變方 (variance)。

藉以上公式估得之表現型相關係數，繼續以路徑係數之分析，以探討 4 產量構成要素對秈稉雜交後代 F_2 單株穀產量之直接及間接影響程度，以明瞭各性狀對單株穀產量發生變異所占之相對重要性。

結　　果

一、雜交親本暨 F_2 集團各性狀之比較

茲將調查供試兩秈稉間之 F_2 雜交組合及各該親本諸性狀之平均，按組合別及親品種與 F_2 雜種後裔之不同，加以適當之平均值差異的顯著性測定，其結果列如表1。由表1單株穀產量之觀察知：在嘉農秈 11 號×臺農 67 號此秈×稉組合內，秈稻親本嘉農秈 11 號比稉稻親本臺農 67 號有較高之單株穀產量；而兩者之雜交 F_2 集團的單株穀產量則高出兩親中間值，惟與相對高產親本嘉農秈 11 號之單株穀產量的差距亦達 5 %之顯著水準。反之，在臺南 5 號×臺中在來 1 號之稉×秈組合中，稉稻親本臺南 5 號則此秈稻親本臺中在來1號有較高之單株穀產量；而其 F_2 集團單株穀產量之平均雖略高於相對高產稉稻親，但兩者間之差異並不顯著，亦即 F_2 集團單株穀產量之平均與高產親本者相似。

至於兩雜交 F_2 集團產量構成 4 要素之表現，則除秈×稉組合 F_2 集團之平均一穗穎花數略低於其兩秈稉親本及稉×秈組合 F_2 集團之千粒重均較其兩親本重外，其餘產量構成要素之表現概爲 F_2 集團之平均值介乎其各該兩親本之中間且略偏向其中之一親本，惟其偏向之趨勢及其與該較接近親本間之表現是否有差異存在，兩類雜交組合則並不一致。

表 1. 親本與 F_2 後裔各性狀之比較

Table 1. A comparision of means of various characters anomg parents and their F_2s

Parents and crosses	Panicle number/plant	Mean spikelet number/plant	Seed setting (%)	1,000-grain weight (g)	Grain yield /plant (g)
Chianung-Sen 11	11.9 a[a]	137.2 a	73.6 a	19.9 a	23.6 a
F_2	11.2 a	128.1 b	72.6 a	20.2 a	21.2 b
Tainung 67	10.7 a	131.0 ab	48.0 b	22.4 b	15.0 c
Tainan 5	8.7 a	121.4 a	60.1 a	18.9 a	11.7 a
F_2	10.1 b	113.2 ab	48.5 b	22.5 b	12.3 a
Taichung-Native 1	10.2 b	100.6 b	49.4 b	20.3 c	9.5 b

a. means followed by the same letter are not significantly different at 5% level.

二、兩雜種集團諸產量性狀間之相關分析

相關係數乃表示各性狀彼此間相互關係之程度，由 F_2 雜種分離世代估得之相關乃表現型相關，其包括遺傳型及環境相關等兩部分。而遺傳相關為控制該兩性狀表現之遺傳因子間連鎖或遺傳因子多效性效應之結果，環境相關則係環境因子對該兩性狀表現之影響，屬環境效果，易造成育種家之錯覺。本研究藉變方及變積之分析，曾分別估算兩雜交組合諸產量性狀間之各類相關，並將估得兩組合之表現型相關係數按適合之顯著性水準加以顯著性測定，至於遺傳型相關係數因無法行顯著性測驗，故暫按表現型相關係數之顯著性水準，加以適當之劃分，至於環境相關。因其值概低，如仿表現型相關係數之顯著水準予以測定時多未顯著。故本研究僅將表現型及遺傳型等兩類相關係數之測驗結果示於圖 1。

綜覽圖 1 可發現兩類雜交組合諸產量有關性狀彼此間之遺傳型相關概較表現型者密切。同時圖 1 亦顯示兩雜交組合之單株穀產量與單株之穗數，平均一穗穎花數，結實百分率及千粒重呈極顯著之正相關。若穗數與平均一穗穎花數則呈負相關關係，惟其或為顯著負相關或係極顯著負相關則視秈×稉或稉×秈之不同而異。至於穗數與平均一穗穎花數，結實百分率及千粒重等 3 個產量構成要素間及此 3 個產量構成要素間之相關值則均不顯著，亦即該等性狀間俱屬無相關。

三、兩雜種集團 F_2 單株穀產量之路徑分析

水稻單株穀產量構成要素之選定因人而異，有以株高、穗長、穗重及穗數為單株穀產量構成要素者[1]有以穗數、每穗粒數及千粒重等三性狀為單株穀產量構成要素者[15,16]。惟筆者以為由單株之穗數、平均一穗花數、結實百分率及千粒重等 4 個性狀來決定單株之穀產量者實至為詳實妥善。故本研究據此觀念而探討單株之穗數、平均一穗花穎數、結實百分率及千粒重等 4 個性狀對單株穀產量之直接及間接影響程度。茲將其因果關係圖示如圖 2。圖 2 中，單矢線 P_{ij} 為路徑係數，表第 j 性狀對第 i 性狀單株穀產量之直接影響方向；雙矢線 r_{ij} 為相關係數，乃第 i 性狀與第 j 性狀之相關值。而吾人得經由 $r_{ij}=P_{ij}+\sum_{i\neq j}^{n=5} P_{ij}\cdot r_{ij}$ 所構成之聯立方程式，即可解得各性狀之路徑係數。再藉 $1=\sum_{j=2}^{n=5} P^2_{ij}+2\sum_{i\neq j}^{n=5} P_{ij}\cdot r_{ij}\cdot P_{ij}+P^2_{iR}$ 之關係式以求得剩餘因子之路徑係數值。茲將估算結果示於表 2。

Chainung-Sen 11 × Tainung 67 Tainan 5 × Taichung-Native 1

Phenotypic correlation

Genotypic correlation

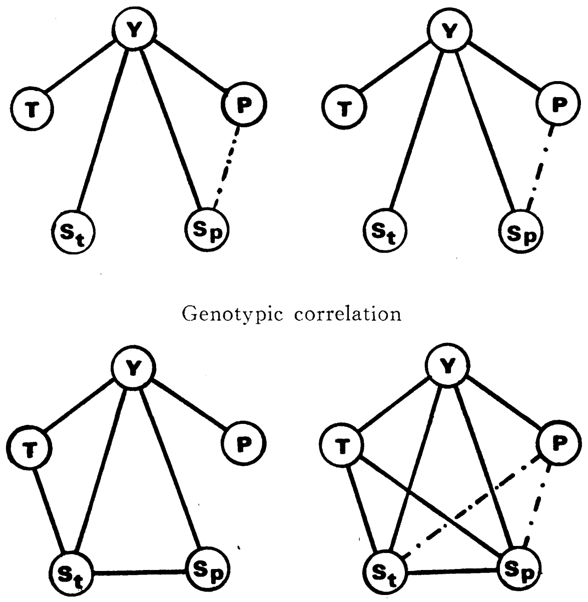

圖 1. 兩類雜交組合各性間之表現型及遺傳型相關

Fig. 1. Phenotypic and genotypic correlation coefficients among five characters in two rice crosses

Y : single plant grain yield, P : panicle number, Sp : mean spikelet number, St : seed setting, T : 1,000 grain yield.

———— Positive correlation, significant at 1% level

—— · —— Negative correlation, significant at 1% level

- - - - Positive correlation, significant at 5% level

- - · - - Negative correlation, significant at 5% level

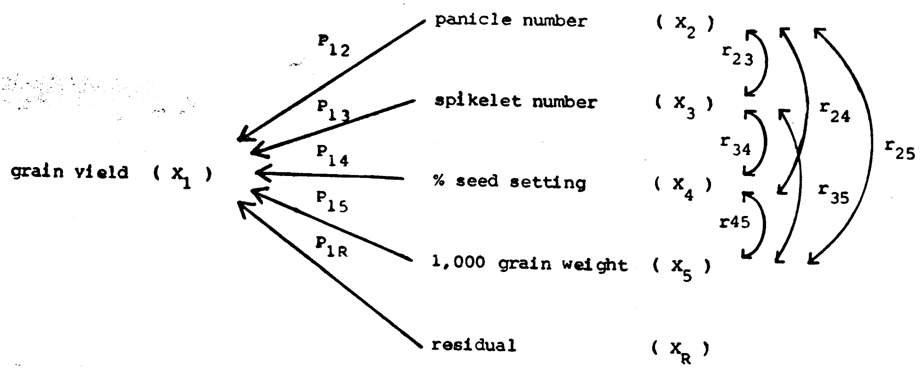

圖2. 產量構成要素與單株穀產量之因果關係圖

Fig. 2. Path diagram of single-plant grain yield in association with yield components

表 2. 兩類雜交組合產量構成要素對穀產量影響之路徑係數

Table 2. The path coefficients of yield components influncing grain yield in *indica* × *sinica* and *sinica* x *indica*

Effect type	Chainung-Sen 11 × Tainung 67	Tainan 5 × Taichung-Native 1
effect of panicle number on grain yield		
direct effect	0.625	0.562
indirect effect via spikelet number	- 0.077	- 0.155
indirect effect via % seed setting	0.026	- 0.001
indirect effect via 1,000-grain weight	- 0.001	- 0.001
combined effect	0.571	0.405
effect of spikelet number on grain yield		
direct effect	0.516	0.545
indirect effect via % seed setting	0.000	- 0.045
indirect effect via 1,000-grain weight	- 0.006	- 0.007
indirect effect via panicle number	- 0.093	- 0.160
combined effect	0.417	0.334
effect of % seed setting on grain yield		
direct effect	0.376	0.645
indirect effect via 1,000-grain weight	- 0.002	- 0.007
indirect effect via panicle number	0.044	- 0.001
indirect effect via spikelet number	0.000	- 0.038
combined effect	0.418	0.608
effect of 1,000-grain weight on grain yield		
direct effect	0.298	0.255
indirect effect ia panicle number	- 0.002	- 0.003
indirect effect via spikelet number	- 0.010	- 0.015
indirect effect via % seed setting	- 0.003	- 0.019
combined effect	0.283	0.218
residual	0.434	0.305

綜覽表 2 可發現兩類雜交組合 4 產量構成要素對單株穀產量之路徑係數值概為正值；而各性狀經由其他性狀對單株穀產量之間接效應值之為正抑負，兩類組合並無一致之趨勢。換言之，兩類雜交組合產量構成 4 要素對單株穀產量之發生變異均為正方向之直接影響，而各產量構成要素經由其他性狀對單株穀產量變異之間接影響方向則無一定規則可循。

就組合別詳言之：在嘉農秈 11 號×臺農 67 號組合內，單株之穗數對單株穀產量之直接效應值在諸產量構成要素中為最大者，其次為平均一穗穎花數，再次為結實百分率，終為穀粒之千粒重。就中，穗數及平均一穗穎花數對單株穀產量之綜合效應均較各該性狀對單株穀產量之直接效應值為低，考其原因乃在穗數或平均一穗穎花數經由平均一穗穎花數或穗數對單株穀產量之間接效應值為負值，其值則不小，故大大地影響各該性狀對單株穀產量之直接效應值，以致各該性狀之綜合效應值因之降

低。而結實百分率對單株穀產量之綜合效應值則較其之直接效應值爲大，此乃結實百分率經由穗數對單株穀產量之間接效應値爲正值，且其值又不甚小之故。至於千粒重經由其他三產量構成要素對單株穀產量之間接效應値雖均爲負值，但各值概小，故千粒重對單株穀產量之直接效應值與綜合效應值極爲相近。綜言之，數據顯示在此秈×稉之組合中，單株之穗數的表現每每與平均一穗穎花數之表現互爲制衡，相互拮抗；而千粒重之表現受其他性狀之制衡作用則很小。

而在臺南5號×臺中在來一號此組合中，諸產量構成要素對單株穀產量直接效應值之大小順序與前一秈×稉組合者並不相雷同。在本稉×秈組合中，對單株穀產量直接效應值最大之產量構成要素爲結實百分率，次爲穗數，再爲平均一穗穎花數，終爲千粒重。一如秈×稉組合內性狀表現有互爲拮抗之情形，本稉×秈組合中，結實百分率對單株穀產量之直接效應值也因其經由平均一穗穎花數對單株稻產量之間接效應值而抵消，故結實百分率對單株穀產量之綜合效應值因之略略降低。而穗數及平均一穗穎花數對單株產量之直接效應值原十分接近，同時該兩性狀經由其他性狀對單穀產量之間接效應值亦均爲負值，但因穗數之直接效應值僅受其經由平均一穗穎花數對單株穀產量間接應值之大幅牽制；而平均一穗穎花數者除受其經由穗數對單株穀產量間接效應值之鉅幅影響外，尙受其經由結實百分率於千粒之間接效效應值的制衡，致平均一穗穎花數對單株穀產量之綜合效應值遂遠較穗數者小。至於千粒重經由其他性狀對單株穀產量之間接效應值則如秈×稉組合者，其值亦皆爲負值，惟各該間接效應值均遠較秈×稉組合者爲鉅，故千粒重對單株穀產量之綜合效應值與其直接效應值之差距也因之而較秈×稉組合者爲大。亦即本稉×秈組合之數據亦顯示單株穗數之表現與平均一穗穎花數者互爲掣肘，而千粒重之表現受其他性狀之制衡作用則較秈×稉者爲著。

討　　論

就表面上言，稻株之穀產量爲一單一之性狀。惟實質上考慮，則稻株之穀產量實由稻株之穗數，平均一穗穎花數、千粒重及結實百分率等產量構成要素所累積成之一種複合性狀。而其諸產量構成要素對穀產量之貢獻，則各性狀所扮演之角色的重性應非均等。因此在育種選拔時應較重視何種性狀殊值研討。

湯著[9]載印度 Abrahan(1954)曾用 25 個品種，調查每株之產量、穗數、每穗粒數、千粒重及抽穗期之莖數，計算各性狀對產量之判別函數，作爲選拔多產品種之參考；日人岡彥一用臺灣品種雜交 F_5 個體選拔之穗重、穗數、稈長與每株穗重間相關之計算而另創一在分離集團個體選拔之辨別式[9]。本研究則利用路徑係數分析法，探討秈×稉及稉×秈兩類雜交 F_2 集團中，產量構成要素對單株穀產量變異性之決定性與各產量構成要素間之關係以爲育種家選種之參考。結果發現秈×稉及稉×秈兩類異型間雜交組合的產量構成要素對單株穀產量變異性決定程度之大小順序並不一致，且產量構成要素間之關係也呈現若干程度之差異（表2）。其中，在嘉農秈 11 號×臺農 67 號之秈×稉組合數據所顯示之：穗數與平均一穗穎花數對穀產生量變異性之決定程度較結實百分率及千粒重者爲大；同時穗數及平均一穗穎花數對單株穀產量之貢獻有强烈拮抗作用存在；以及千粒重經由其他 3 產量構成要素對單穀產量之間接影響皆爲負值等之結果，恰均與林[5]以 IR-9-60×臺南 5 號 F_2 集團爲材料之研究分析結果完全相符，而與王[1]以 Dular ×嘉農 242 F_2 材料之分析數據顯示穗數與穗重爲對單株穀產量最具影響力之產量構成要素的結果部份相似。

而本研究臺南 5 號×臺中在來 1 號之稉 × 秈雜交組合中，數據顯示結實百分率爲對單株穀產量變異性決定性較大之產量構成要素，而穗數及平均一穗穎花數對單株穀產量變異性之決定程度則約略相等，均略小於結實百分率者而遠大於千粒重者，而諸性狀之拮抗情形則一如秈 × 稉之雜交組合（表2）。此似顯示本雜交組合可能爲栽培稻秈稉異型間雜交時，秈＝稉不稔性 (*indica-japonica* sterility) 現象較爲嚴重的一個組合。因根據湯[9]之綜合論述：在不同組合中，品種間雜種不稔程度

之差別殊大，其變域自 0 至 90 %以上。亦即並非所有日本型×印度型稻雜種皆呈部份不稔，而僅係在此兩亞種內少量之雜交組合此現象較嚴重[9]。湯(1967)此種論述似亦可部份證之於本研究嘉農秈 11 號×臺農 67 號組合之結實百分率平均高達 72.6 %，而臺南 5 號×臺中在來 1 號者僅達 48.5 %（表 1）之結果。然而栽培稻秈稉雜種間之此不稔性現象專家學者之研究，雖尚未獲一肯定且一致之解釋，但學者研究報告也指出品種間雜種不稔程度雖頗大，然不論 F_1 其不稔程度如何，有相當高百分率 F_2 植株呈完全可稔或高度可稔者[9]；有隨世代之增加而稔實增進且 F_3 選拔即有效者[12]，亦即栽培稻秈稉兩亞種間之雜種不稔性並未構成亞種間雜交育種之嚴重妨礙。反因爲亞種間生態、生理及血緣之互異而有利育種家造成更大之遺傳變異，從而組合秈稉理想性狀於一品種（系）。此可由若干主要稻米生產國家，若干優良新品種即由秈稉雜種育成予以事實上之確證[9]。也就是本研究臺南 5 號×臺中在來一號之結實百分率低下致其對單株穀產量變異性決定程度爲 4 產量構成要素中之最大者的現象，並不會强烈妨礙經由本稉×秈組合而育成優品品系之可能性。

基於以上之論點，並援王[1]、林[5]、湯[9]、盧及孔[12]等氏之報告，再參照本研究之數據顯示，於秈×稉或稉×秈之 F_2 材料行譜系法行選拔時，穗數及平均一穗穎花數應是育種應較重視的兩性狀，然因爲該兩種產量構成性狀之表現對單株穀產量變異性之貢獻具拮抗作用，故最適穗數與合理之平均一穗穎花數之妥善搭配，亦應爲育種家須加考慮注意者。至於米質特性互異秈稉異型稻雜交後代米粒食用品質之遺傳變異，據謝及郭（1981，未發表資料）之研究顯示吾人極容易從該等秈×稉或稉×秈等亞種間之雜交集團選獲目標之食用品質品系，惟謝及郭（1981）之數據也顯示食用品質性狀與產量構成 4 要素間並無相關關係存在，此實在是藉秈稉稻異型間之雜交以育成良質豐產稻品種之另一須面對的問題。

引用文獻

1. 王茂康・1967・水稻產量構成因素之研究・農業研究 16(1)：31-34。
2. 汪呈因・1967・作物育種學 144-169・正中書局 二版 臺北市。
3. 宋 勳・1972・臺灣稻米的品質與展望・臺灣主要作物品質之改進問題・P 1-14・中華農學會編。
4. 邱善美・1978・期作與秈稉二型水稻品種之生育相研究・中華農業研究 27(2)：180-192。
5. 林中茂・1971・第二期作栽培條件對秈稉稻不同雜交組合第二代後裔主要農藝性狀之變異與相關之影響・臺灣省農業職業教育學會年刊 25：20-37。
6. 張德慈・1976・早期稻作栽培史・中華農學會報新 96：3-15。
7. 黃眞生・1975・國科會二期作水稻低產原因之檢討及今後研究之重點座談會記錄。（油印本）
8. 黃眞生・1979・臺灣水稻第二期作之低產情況・臺灣二期作稻低產原因及其解決方法研討會專集 行政院國家科學委員會研討會專集第二號：23-27・行政院國家科學委員會。
9. 湯文通・1967・作物育種之原理與實施：510，543・臺灣大學農學院。
10. 馮朝程、許東暉、鄧耀宗・1969・臺灣秈稻與稉稻之特性研究 I.1960 年以前之栽培品種・農業研究 18(3)：18-29。
11. 萬 雄・1979・臺灣二期作稻低產原因及其解決方法總摘要・臺灣二期作稻低產原因及其解決方法研討會專集 行政院國家科學委員會研討會專集第二號：9-20・行政院國家科學委員會。
12. 盧守耕、孔德提・1963・稉秈稻雜種後代稔實率及若干農藝性狀個體選拔效果之研究 中華農學會報新 42：1-12。
13. 賴光隆、侯清利・1974・關於稻根生理生態之研究 異型間稻根呼吸特性的比較與應用。國立臺灣大學農學研究報告 15(2)：13-27。
14. 簡錦忠・1979・臺灣一、二期作稻病害發生情形及其對產量之影響・臺灣二期作稻低產原因及其解決方法專集 行政院國家科學委員會研討會專集第二號：179-189・行政院國家科學委員會。
15. Chang, W. L. 1964. Influence of planting methods on the variability and correlations of agronomic

characters in the F_2 populations of *a japonica* rice. J. Taiwan Agri. Res. 13 (3) : 1—13.

16. Chanh W. L. 1965. Effects of planting density on gield components of rice. J. Taiwan Agri. Res. 14 (4) : 19—27.

17. Jenning, P. R. 1966. Evaluation of partial sterility in *indica* × *japonica* rice hybrids. IRRI Tecchnial Bulletin 5.

18. Hsieh, S. C. and Y. C. Kuo. 1979. Genetical studies on protein content and other agronomic characters in the cross between *india* and *japonica* rices. Proceeding of the National Science Council 3 (4) : 397—403.

Genetical and breeding studies in the crosses between *indica X sinica* rices

1. Path coefficient analysis of single-plant grain yield[1]

Y. C. Kuo, and T. M. Chang[2]

Summary

The prestent studies are to compare the effect of four yield components on the variability of single-plant grain yield of rice in *indica*×*sinica* and *sinica*×*indica* crosses by the technique of path coefficient analysis.

The significant positive correlations between four yield components and single-grain yield were observed in both crosses. From the path coefficient analysis, it was observed that the order and degree of effect of the respective yield component on the grain yield differed from cross combination The order of effect on grain yield was found to be number of panicles, mean number of spikelets, percent seed setting and 1,000 grain weight in the *indica* × *sinica* cross ; and percent seed setting, number of panicles, mean number of spikelets and 1,000 grain weight in the *sinica* ×*indica* cross.

It was suggeted that in rice breeding, number of panicles and mean number of spikelets should be used as the main selection criteria for selecting grain yield from either *indica*×*sinica* or *sinica*×*indica* cross.

1. Contribution No. 991 from Taiwan Agricultural Research Institute.

2. Assistant Agronomists, TARI, Wufeng Taichung, Hsien, Taiwan 431, ROC.